

Construcción y propiedades psicométricas de la escala de sexismo general en estudiantes de Moyobamba

Sheyla Romero Castro
Universidad César Vallejo

Cómo citar este artículo: Romero, S. (2017). Construcción y propiedades psicométricas de la escala de sexismo general en estudiantes de Moyobamba. *Revista JANG*, 6(1), 47-67.

La correspondencia relacionada con este artículo debe dirigirse a Sheyla Romero, e-mail: mcardenas@ucv.edu.pe



CONSTRUCCIÓN Y PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE SEXISMO GENERAL EN ESTUDIANTES DE MOYOBAMBA

Sheyla Romero Castro¹

Universidad César Vallejo

RESUMEN

El presente estudio psicométrico-tecnológico, tuvo como objetivo principal construir y determinar las propiedades psicométricas de la Escala de Sexismo General, teniendo como muestra a 676 estudiantes de 3°, 4° y 5° de secundaria de la ciudad de Moyobamba, obtenida a través del muestreo probabilístico estratificado. La validez de contenido fue revisada bajo el criterio de 10 expertos y el análisis mediante el coeficiente de V de Aiken. Se analizó la validez de constructo mediante el método de dimensionalidad con el análisis factorial exploratorio que mostró la agrupación de 6 factores que explican el 50.3% de varianza; se determinaron índices de homogeneidad utilizando coeficiente de correlación producto momento de Pearson encontrando 36 ítems con valores $>.20$. En cuanto a confiabilidad la prueba obtuvo un Alfa de Cronbach de 0.88 y finalmente se establecieron baremos tipo percentiles con 5 niveles descriptivos y puntos de corte: Alto, Tendencia Alta, Moderado, Tendencia Baja y Bajo.

Palabras claves: Sexismo, validez, confiabilidad, baremos, percentil.

BUILD AND PSHYCHOMETRIC PROPERTIES OF GENERAL SEXISM SCALE IN STUDENTS OF MOYOBAMBA

ABSTRACT

This psychometric and technological study aimed to build and determine the pshychometric properties of General Sexism Scale. The sample had 676 students of 3rd, 4th and 5th grade of high school of Moyobamba city, it was obtained through probabilistic and stratified sampling. The validity of content was checked by 10 experts and with the analysis of the V of Aiken coefficient. The validity of construct was analyzed method dimensionality with exploratory factorial analysis and it showed a group of 6 factors that explain the 50.3% of variance. There were found 36 items with $>.20$ values using the coefficient of correlation of the product of Pearson moment. According to reliability the Cronbrach's Alpha was .88 and finally the percentile norms were set up with 5 descriptive levels and cut off points: High, trend to high, moderated, trend to low and low.

Key words: Sexism, validity, reliability, percentile norms.

CONSTRUIR E DETERMINAR AS PROPRIEDADES PSICOMÉTRICAS DA ESCALA DE SEXISMO GERAL EM ALUNOS DE MOYOBAMBA

RESUMO

O objectivo principal deste estudo psicométrico-tecnológico foi construir e determinar as propriedades psicométricas da Escala de sexismo Geral, tendo como amostra 676 alunos do 3º, 4º e 5º escolas secundárias na cidade de Moyobamba, obtido através de a amostragem probabilística estratificada. A validade de conteúdo foi revisto em conformidade com o critério de 10 peritos e análise pelo coeficiente de V Aiken. validade de construto foi analisada pelo método de dimensionalidade com análise fatorial exploratória mostrou o agrupamento de seis fatores que explicam 50,3% da variância; índices de homogeneidade foram determinados por meio do coeficiente de correlação de Pearson momento do produto encontrando 36 itens com valores > .20. Como para teste de confiabilidade obtive alfa de 0,88 de Cronbach e finalmente resolvida níveis descritivos do tipo escalas percentis 5 e cortes: alto, a Trend alta, moderada, baixa e baixa tendência.

Palabras chaves: Sexismo, validade, confiabilidade, escalas, percentil.

1. INTRODUCCIÓN

A lo largo de la vida se aprende que la persona desde su nacimiento debe formar parte de un grupo, el cual debe tener un líder al que se le entregue el poder sobre los demás (Neira 2004).

Tal pensamiento y concepción ha sido base para un sin número de mal interpretaciones que con el transcurrir del tiempo han contribuido al incremento de estereotipos respecto al género, trayendo consigo el origen del sexismo, que con el tiempo fue planteada por Glick y Fiske (1996) como la combinación de cargas afectivas opuestas la parte hostil y benévolo que a su vez se dividen en sub componentes; paternalismo protector-dominante, diferenciación de género competitivo-complementario y heterosexualidad hostil-íntima.

Como parte de la realidad de la ciudad de Moyobamba el trato entre hombres y mujeres se caracteriza por el menosprecio hacia el sexo femenino, entre ellas se destaca: burlas, descalificaciones e incluso agresión; además, algunos continúan con la creencia de que un sexo es superior o inferior al otro evidenciándose desigualdad de oportunidades laborales y salariales. El conjunto de estas descripciones genera ideas estereotipadas sobre cuáles deben ser los roles, la forma de ser y cómo deben actuar en los diferentes ámbitos de su vida según el género al que pertenecen.

Es así que ante los índices de maltrato y desigualdad que presenta la población, fue considerable plantearse la interrogante ¿Cuáles son los criterios de construcción y propiedades psicométricas de la Escala de Sexismo General en estudiantes de 3º, 4º y 5º de secundaria de la ciudad de Moyobamba?, para así obtener un acoplamiento a su realidad según las actitudes, conductas y creencias que manifiestan.

Para obtener una perspectiva más amplia, se recopiló investigaciones que permitan comprender los avances teóricos y empíricos sobre la variable; dentro de los internacionales se encontraron a Vaamonde y Omar (2014), quienes realizaron un estudio con el objetivo de adaptar y validar el inventario de sexismo ambivalente de Glick y Fiske; el cual se empleó en 345 argentinos, con una edad promedio de 28.2 años. Para la adaptación lingüística del cuestionario se aplicó prueba piloto a 102 sujetos. La validación utilizó un análisis factorial exploratorio realizado mediante la rotación Oblimin, que mostró una estructura de cuatro factores que explica 52.61% de la varianza total, KMO=0.88 y 2621.01 en la Prueba de esfericidad de Bartlett. La confiabilidad fue evaluada a través del cálculo de coeficiente de alfa de Cronbach, donde se obtuvo un coeficiente de 0.87 para la escala total, 0.88 para el factor I, 0.65 para el factor II, 0.61 para el factor III y 0.79 para el factor IV.

A nivel nacional, en la ciudad de Lima, Herrera (2015) en su investigación correlacional entre las variables sexismo ambivalente y la violencia de pareja íntima, manejó una muestra de 38 varones mayores de 18 años a los cuales se les aplicó la Escala de Sexismo Ambivalente de Glick y Fiske y el Conflict Tactics Scale. Al realizarse la correlación de los ítems, la dimensión Hostil que tenía 13 ítems se quedó con 11, Benevolente que presentaba 11 se quedó con 9. El análisis de confiabilidad se realizó a cada subescala, Benevolente y Hostil, donde la prueba obtuvo coeficiente de .853 y .615 en alfa de Cronbach respectivamente, en cuanto a CTS2 el alfa de Cronbach obtenido fue de 0.93 para toda la escala. Las normas se establecieron según el puntaje que obtuvo la muestra, con 3 puntos de corte para cada dimensión: 34-55=Alto, 21-33=Medio, 9-20=Bajo para Hostil; 41-55=Alto, 26-40=Medio, 11-25=Bajo para Benevolente.

En cuanto a antecedentes de nivel local, aún no se han registrado investigaciones psicométricas que hayan estudiado sexismo ambivalente como variable.

2. MÉTODO

La investigación es de carácter psicométrico, consiste construcción o adaptación de instrumentos de medición cuyas características sean válidas y confiables y además permitan describir realidades utilizando hechos psicológicos encontrados a través de su aplicación a muestras grandes y representativas y analizadas mediante métodos estadísticos (Alarcón, 2008)

Participantes

La población se conformó por 1846 de estudiantes de ambos sexos, matriculados en 3°, 4° y 5° de nivel secundario de instituciones educativas públicas del distrito de Moyobamba.

Se obtuvo la muestra mediante la fórmula de poblaciones finitas, con un nivel de confianza de 95%, nivel de significancia del 5% y margen de error de 0.03, que dio como resultado 676 estudiantes de instituciones educativas públicas de nivel secundario del distrito de Moyobamba.

Instrumento

El instrumento que se empleó lleva por nombre: Escala de Sexismo General, creada por 3 autoras, Cyntia Guevara Acuña, Mercedes Pérez Araujo y Sheyla Romero Castro en el año 2015 para el desarrollo de la investigación. Fue construida siguiendo los criterios para la elaboración de escalas tipo Likert, con 5 opciones de respuesta (desacuerdo=1, desacuerdo=2, indiferente=3, de acuerdo=4 y totalmente de acuerdo=5) y con un tiempo de aplicación de aproximadamente 20 minutos. Comprende 36 ítems relacionado con la variable sexismo ambivalente y consta 6 indicadores: paternalismo protector-dominante, diferenciación de género competitivo-complementario y heterosexualidad hostil-íntima.

La interpretación depende del puntaje obtenido según el género de evaluado, lo cual los ubica en los niveles: Alto, Tendencia alta, Moderado, Tendencia baja y Bajo.

Procedimiento

En lo que respecta a las propiedades psicométricas, se determinó la validez de contenido bajo el criterio de 10 jueces, las respuestas fueron procesadas con el coeficiente V de Aiken teniendo como resultado valores $\geq .80$ en 60 de 90 ítems revisados. La validez de constructo, se obtuvo a través del método de dimensionalidad utilizando el análisis factorial exploratorio, bajo el supuesto de 6 indicadores que explicaron una varianza acumulada 50.3% y con cargas factoriales $>.30$. Además se analizaron los ítems a través de correlación ítem-test corregido, se consiguieron valores $\geq .20$. La confiabilidad, establecida con el método de homogeneidad a través del coeficiente Alfa de Cronbach alcanzó valores $\geq .70$ en los factores y $.88$ en la escala total. También se consignaron baremos de tipo percentil según quintiles con 5 niveles descriptivos.

3. RESULTADOS

En la tabla 1, se observa que los ítems 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7 y 9 pertenecientes a al componente Paternalismo dominante, obtuvieron puntajes $> .80$, lo que cual confirma su adecuación con el contenido de la escala; por el contrario, el ítem 8 obtuvo un valor de 0.57, por lo tanto es excluido de la escala.

Tabla 1

Validez de contenido en el componente I Paternalismo dominante

Ítems	V	IA
1	0.93	0.93
2	0.93	0.93
3	0.97	0.97
4	0.93	0.93
5	0.97	0.97
6	1.00	1.00
7	0.90	0.90
8	0.57	0.57
9	1.00	1.00

Nota

V : Coeficiente V de Aiken

IA : Índice de acuerdo

En la tabla 2 se obtiene que los ítems 11, 12, 15, 16, 17, 13, 14, 17, 19 y 20 tienen valores $\geq .80$ afirman su adecuación con el contenido de la escala. El ítem 10 con un valor $< .80$ es excluido de la escala.

Tabla 2

Validez de contenido en el componente II Paternalismo protector

Ítems	V	IA
10	0.47	0.47
11	1.00	1.00
12	0.97	0.97
13	0.87	0.87
14	0.87	0.87
15	0.90	0.90
16	0.97	0.97
17	0.87	0.87
18	0.93	0.93
19	0.80	0.80
20	0.87	0.87

Nota

V : Coeficiente V de Aiken

IA : Índice de acuerdo

La tabla 3 contiene los ítems del componente Diferenciación de género competitiva, donde los ítems 23, 25, 27, 29, 30, 31, 32, 35, 36 y 39 alcanzan valores $> .80$, esto describe que se adecuan al contenido de la escala.

Tabla 3

Validez de contenido en el componente III Diferenciación de género competitiva

Ítems	v	IA
23	0.87	0.87
25	0.87	0.87
27	0.87	0.87
29	0.93	0.93
30	0.90	0.90
31	0.83	0.83
32	0.87	0.87
35	0.83	0.83
36	0.83	0.83
39	0.87	0.87

Nota

V : Coeficiente V de Aiken

IA : Índice de acuerdo

La tabla 4 describe los resultados obtenidos respecto al componente Diferenciación de género complementaria; los ítems 42, 43, 44, 46, 47, 50, 51, 53 y 55 tienen valores $\geq .80$, por lo tanto se adecuan al contenido de la escala.

Tabla 4

Validez de contenido en el componente IV Diferenciación de género complementaria

Ítems	v	IA
42	0.90	0.90
43	0.93	0.93
44	0.83	0.83
46	0.87	0.87
47	0.80	0.80
50	0.83	0.83
51	0.80	0.80
53	1.00	1.00
55	0.87	0.87

Nota

V : Coeficiente V de Aiken

IA : Índice de acuerdo

La tabla 5 detalla los resultados del componente Heterosexualidad hostil donde los ítems 62, 63, 64, 65, 66, 69, 70, 71, 72, 73 y 74, presentan valores $\geq .80$ lo cual indica que se adecuan al contenido de la escala.

Tabla 5

Validez de contenido en el componente V Heterosexualidad hostil

Ítems	v	IA
62	0.87	0.87
63	0.80	0.80
64	0.83	0.83
65	0.80	0.80
66	0.90	0.90
69	0.87	0.87
70	0.87	0.87
71	0.90	0.90
72	0.93	0.93
73	0.90	0.90
74	0.90	0.90

Nota

V : Coeficiente V de Aiken

IA : Índice de acuerdo

En la tabla 6 perteneciente al componente Heterosexualidad íntima los ítems 75, 76, 77, 78, 79, 80, 81, 82, 87, 88 y 89 tienen valores $\geq .80$, por lo tanto están dentro de la escala ya que se adecuan a su contenido

Tabla 6

Validez de contenido en el componente VI Heterosexualidad íntima

Ítems	v	IA
75	0.80	0.80
76	0.87	0.87
77	0.80	0.80
78	0.93	0.93
79	0.87	0.87
80	0.87	0.87
81	0.83	0.83
82	0.90	0.90
87	0.93	0.93
88	0.90	0.90
89	0.83	0.83

Nota

V : Coeficiente V de Aiken

IA : Índice de acuerdo

En la tabla 7, se muestran índices de correlación hallados mediante el Coeficiente de correlación de Pearson tanto el ítem y el total corregido y el coeficiente de Alfa de Cronbach si se elimina el ítem analizado, descartándose así los ítems 5, 6, 18, 29, 32, 33, 34, 35, 41, 48 y 53 cuyos valores son $\leq 0,20$. Sin embargo, los ítems 9, 10, 12, 22, 39, 46, 47 y 56 fueron eliminados debido a sus características complejas (>0.30) en más de dos factores y los ítems 24, 26, 57, 59 y 60 se organizaron en un solo factor en la solución rotada de factores del análisis factorial exploratorio.

Tabla 7
Selección de los ítems de la Escala de sexismo general

Ítems iniciales			Ítems finales			Ítems iniciales			Ítems finales		
Ni	ritc	Alfa	Nf	ritc	Alfa	Ni	ritc	Alfa	Nf	ritc	Alfa
1	,35	,89	1	,43	,88	31	,42	,89	21	,44	,88
2	,33	,89	2	,45	,88	32	,17	,89			
3	,39	,89	3	,40	,88	33	,19	,89			
4	,30	,89	4	,37	,88	34	,12	,89			
5	,20	,89				35	,09	,89			
6	,12	,89				36	,24	,89	22	,37	,88
7	,28	,89	5	,41	,88	37	,45	,89	23	,43	,88
8	,27	,89	6	,42	,88	38	,35	,89	24	,36	,88
9	,42	,89				39	,34	,89			
10	,25	,89				40	,25	,89	25	,22	,88
11	,26	,89	7	,33	,88	41	,19	,89			
12	,33	,89				42	,39	,89	26	,35	,88
13	,42	,89	8	,48	,87	43	,32	,89	27	,30	,88
14	,41	,89	9	,43	,88	44	,36	,89	28	,32	,88
15	,31	,89	10	,34	,88	45	,38	,89	29	,36	,88
16	,26	,89	11	,32	,88	46	,21	,89			
17	,30	,89	12	,38	,88	47	,35	,89			
18	,11	,89				48	,20	,89			
19	,38	,89	13	,40	,88	49	,43	,89	30	,38	,88
20	,52	,89	14	,53	,87	50	,39	,89	31	,39	,88
21	,39	,89	15	,38	,88	51	,39	,89	32	,39	,88
22	,32	,89				52	,40	,89	33	,36	,88
23	,45	,89	16	,46	,88	53	,13	,89			
24	,32	,89				54	,34	,89	34	,30	,88
25	,36	,89	17	,34	,88	55	,35	,89	35	,29	,88
26	,37	,89				56	,31	,89			
27	,48	,89	18	,48	,87	57	,45	,89			
28	,55	,89	19	,55	,87	58	,35	,89	36	,32	,88
29	,15	,89				59	,25	,89			
30	,30	,89	20	,39	,88	60	,32	,89			
Versión			Alfa de Cronbach			N de ítems					
Inicial									60		
Final									36		

Nota:

Nf : Número de ítem final

ritc : Correlación ítems test corregido

Alfa : Alfa de Cronbach si se elimina el ítem

En la tabla 8, se detalla el análisis de los componentes II, IV y VI, donde los ítems presentan índices de homogeneidad $>.20$ (.34-.68), por lo tanto su correlación es estadísticamente significativa ($p < .001$).

Tabla 8
Análisis de los componentes I, III y V de la Escala de Sexismo General en estudiantes de la ciudad de Moyobamba.

Escala	Ítem	Índice de homogeneidad			
		Escala		Total	
		ritc	Alfa	ritc	Alfa
PD	1	,66	,82	,43	,88
	2	,68	,81	,45	,88
	3	,46	,82	,40	,88
	4	,51	,81	,37	,88
	7	,60	,80	,41	,88
	8	,61	,80	,42	,88
DGCPT	19	,46	,74	,40	,88
	20	,53	,74	,53	,87
	21	,41	,74	,38	,88
	23	,55	,74	,46	,88
	25	,34	,73	,34	,88
	27	,47	,74	,48	,87
	28	,55	,74	,55	,87
HH	40	,36	,72	,22	,88
	42	,44	,73	,35	,88
	43	,51	,71	,30	,88
	44	,56	,72	,32	,88
	45	,42	,72	,36	,88
	49	,47	,71	,38	,88

Nota:

Ritc : Coeficiente de correlación ítem test corregido

ND : Nivel de homogeneidad

Alfa : Alfa de Cronbach si se elimina el ítem

PD : Paternalismo dominante

DGCPT : Diferenciación de género competitiva

HH : Heterosexualidad hostil

En la tabla 9, se visualiza el análisis de los componentes I, III y V, donde los ítems obtienen índices de homogeneidad $>.20$ (.31-.63), lo que indica que su correlación es estadísticamente significativa ($p<.001$).

Tabla 9
Análisis de los componentes I, IV y VI de la Escala de Sexismo General en estudiantes de la ciudad de Moyobamba.

Escala	Ítem	Índice de homogeneidad			
		Escala		Total	
		ritc	Alfa	ritc	Alfa
PP	11	,54	,76	,33	,88
	13	,41	,77	,48	,87
	14	,54	,76	,43	,88
	15	,45	,76	,34	,88
	16	,54	,77	,32	,88
	17	,63	,75	,38	,88
DGCPL	30	,50	,71	,39	,88
	31	,45	,70	,44	,88
	36	,49	,70	,37	,88
	37	,50	,70	,43	,88
	38	,45	,70	,36	,88
HI	50	,44	,71	,39	,88
	51	,47	,71	,39	,88
	52	,53	,71	,36	,88
	54	,51	,70	,30	,88
	55	,39	,71	,29	,88
	58	,31	,71	,32	,88

Nota:

Ritc : Coeficiente de correlación ítem test corregido

ND : Nivel de homogeneidad

PP : Paternalismo protector

DGCPL : Diferenciación de género complementaria

En la tabla 10, se aprecia que la Escala de Sexismo General aplicada a estudiantes de la ciudad de Moyobamba presenta cargas factoriales y comunalidades altas para los 6 factores que explican la varianza de 50.3 % del total de la prueba.

Tabla 10
Estructura factorial de la Escala de Sexismo General

Ítems	Factores						Comunalidades h ²
	PP	PD	DGCPT	DGCPL	HH	HI	
17	,77						,59
11	,70						,49
16	,61						,39
14	,59						,38
15	,50						,39
13	,45						,41
2		,80					,65
1		,76					,59
7		,70					,52
8		,68					,46
4		,54					,39
3		,48					,36
28			,63				,44
20			,63				,44
23			,62				,41

19				,56			,33	
21				,52			,37	
27				,51			,30	
25				,37			,32	
37					,63		,42	
30					,59		,36	
36					,56		,33	
31					,55		,32	
38					,55		,31	
44						,67	,46	
43						,64	,42	
49						,59	,37	
45						,52	,38	
42						,50	,38	
40						,43	,31	
54							,68	,48
52							,65	,43
51							,53	,31
50							,50	,38
55							,48	,34
58							,37	,39
Varianza	22,9	7,1	6,2	6,0	4,6	3,5	50,3	
Medida Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación de muestreo								,874
Prueba de esfericidad de Bartlett						X2	6721	
						gl	630	
						p	,000**	

Nota:

X2 : Chi-cuadrado

Gl. : Grado de libertad

p : Significancia

**p<.01 : Estadísticamente significativo

La tabla 11 describe la estructura factorial de segundo orden de la escala, se obtuvieron factores de primer orden que presentan cargas y comunalidades >.30, explica el 55.1% de varianza total, con un KMO de 0.79 y p-valor estadísticamente significativo en la Prueba de esfericidad de Bartlett.

Tabla 11

Estructura factorial de segundo orden de la Escala de Sexismo General

Factor de 1er orden	aik	h2	
Paternalismo dominante	,60	,36	
Paternalismo protector	,62	,38	
Diferenciación de género competitiva	,81	,65	
Diferenciación de género complementaria	,70	,50	
Heterosexualidad hostil	,55	,31	
Heterosexualidad íntima	,64	,41	
% de Varianza explicada	% Var.	55,10	
Medida de Kaiser-Meyer-Olkin	KMO	,79	
Prueba de esfericidad de Bartlett		X2	755,37
		gl	15
		p	,000**

Nota:

aik : Cargas factoriales

h2 : Comunalidades
 KMO : Kaiser-Meyer-Olkin
 X2 : Chi cuadrado
 gl : Grado de libertad
 p : Significancia
 **p<.01 : Estadísticamente significativo

La tabla 12 señala la confiabilidad de la Escala de Sexismo General, donde los índices de consistencia interna hallados a través del coeficiente de Alfa de Cronbach muestran una confiabilidad muy buena con un alfa de .88 respecto a la escala total. Una confiabilidad muy buena en el escala Paternalismo dominante (Alfa=.82) y respetable en las escalas Paternalismo protector (Alfa=.77), Diferenciación de género competitiva (Alfa=.75), Diferenciación de género complementaria (Alfa=.72), Heterosexualidad hostil (Alfa=.73) y Heterosexualidad íntima (Alfa=.71).

Tabla 12

Estadísticos de confiabilidad de la Escala de Sexismo General

Factor	Alfa de Cronbach	N de Ítems
PD Paternalismo dominante	,82	6
PP Paternalismo protector	,77	6
DGCPT Diferenciación de género competitiva	,75	7
DGCPL Diferenciación de género complementaria	,72	5
HH Heterosexualidad hostil	,73	6
HI Heterosexualidad íntima	,71	6
SG Sexismo general	,88	36

La tabla 13 señala consistencia interna relativa de la Escala de Sexismo General, donde los valores de índices de homogeneidad de los factores oscilan de .57 a .77 y los índices de consistencia interna de los interfactores de .23 a .51.

Tabla 13

Índices de consistencia interna relativa al total e interfactores

Factores	SG		PD		PP		DGCPT		DGCPL		HH	
	rs	p	rs	p	rs	p	rs	p	rs	p	rs	p
PD	,64	,000										
PP	,66	,000	,33	,000								
DGCPT	,77	,000	,42	,000	,42	,000						
DGCPL	,64	,000	,26	,000	,34	,000	,51	,000				
HH	,57	,000	,23	,000	,30	,000	,34	,000	,24	,000		
HI	,62	,000	,25	,000	,30	,000	,39	,000	,39	,000	,26	,000

Nota:

rs : Coeficiente de correlación de Spearman
 p : Significancia
 SG : Sexismo general
 PD : Paternalismo dominante

PP : Paternalismo protector
 DGCPT : Diferenciación de género competitiva
 DGCPL : Diferenciación de género complementaria
 HH : Heterosexualidad hostil
 HI : Heterosexualidad íntima

En la tabla 14, se detalla la baremación tipo percentil de la Escala de Sexismo General para varones, que tiene como muestra a 312 estudiantes de nivel secundario donde los niveles se dividen en 80-99 nivel Alto, 60-75 Tendencia alta, 40-45 nivel Medio, 20-35 Tendencia baja y 1-15 nivel Bajo.

Tabla 14

Normas tipo percentil para varones de la Escala de Sexismo General

Pc	PD	PP	DGCPT	DGCPL	HH	HI	SG	Pc
99	30	30	35	25	30	30	168	99
95	29	28	29	23	29	28	148	95
90	27	27	27	21	27	26	140	90
85	25	26	26	20	26	26	137	85
80	22	26	25	19	26	25	133	80
75	20	25	24	18	25	24	131	75
70	19	24	23	18	24	24	127	70
65	18	24	23	17	24	23	125	65
60	18	24	22	17	23	23	123	60
55	17	23	22	16	23	22	121	55
50	16	23	21	16	22	21	119	50
45	16	22	21	16	22	21	117	45
40	15	22	20	15	21	20	116	40
35	15	21	20	15	21	20	113	35
30	14	21	19	14	20	19	111	30
25	13	20	19	14	20	18	108	25
20	13	19	18	13	19	17	104	20
15	12	18	17	12	17	16	102	15
10	10	17	15	11	16	15	99	10
5	6	10	13	9	14	12	88	5
1	6	6	7	5	8	6	63	1
N	312	312	312	312	312	312	312	N
M	17,1	22,0	21,3	15,8	22,0	20,9	119,0	M
Me	16	23	21	16	22	21	119	Me
Mo	15	22	21	16	23	21	131	Mo
DE	6,0	5,0	4,8	4,0	4,3	4,8	17,8	DE
Mín.	6	6	7	5	8	6	63	Mín.
Máx.	30	30	35	25	30	30	168	Máx.

Nota:

Pc	: Percentil	N	: Tamaño de muestra
PD	: Paternalismo dominante	M	: Media
PP	: Paternalismo protector	Me	: Mediana
DGCPT	: Diferenciación de género competitiva	Mo	: Moda
DGCPL	: Diferenciación de género complementaria	DE	: Desviación estándar
HH	: Heterosexualidad hostil	Mín.	: Mínimo
HI	: Heterosexualidad íntima	Máx.	: Máximo

En la tabla 15 se detallan los baremos tipo percentil de la Escala de Sexismo General para varones, que tiene como muestra a 312 estudiantes de nivel secundario cuyos niveles se dividen en 80-99 nivel Alto, 60-75 Tendencia alta, 40-45 nivel Medio, 20-35 Tendencia baja y 1-15 nivel Bajo.

Tabla 15

Normas tipo percentil para mujeres de la Escala de Sexismo General

Pc	PD	PP	DGCPT	DGCPL	HH	HI	SG	Pc
99	30	30	33	25	30	30	151	99
95	21	27	25	22	27	27	132	95
90	18	26	23	20	25	26	124	90
85	17	25	22	19	24	24	118	85
80	16	24	21	18	23	23	114	80
75	15	23	20	17	22	22	113	75
70	15	22	19	16	22	21	110	70
65	14	22	19	16	21	20	107	65
60	14	21	18	15	20	20	105	60
55	13	21	17	15	20	19	103	55
50	13	20	16	14	19	19	101	50
45	12	20	16	14	18	18	99	45
40	12	19	15	13	17	18	96	40
35	11	19	14	13	16	17	94	35
30	10	18	13	12	16	16	92	30
25	9	18	13	12	15	15	90	25
20	9	17	12	11	14	15	86	20
15	7	16	11	10	14	14	83	15
10	6	15	10	8	12	13	78	10
5	6	6	9	6	10	11	73	5
1	6	6	7	5	6	6	46	1
N	364	364	364	364	364	364	364	N
M	12,8	19,8	16,5	14,3	18,6	18,9	101,0	M
Me	13	20	16	14	19	19	101	Me
Mo	6	19	19	14,00a	22	18	105,00a	Mo
DE	4,9	5,1	4,8	4,4	5,0	4,7	17,9	DE
Mín.	6	6	7	5	6	6	46	Mín.
Máx.	30	30	33	25	30	30	151	Máx.

Nota:

Pc	: Percentil	N	: Tamaño de muestra
PD	: Paternalismo dominante	M	: Media
PP	: Paternalismo protector	Me	: Mediana
DGCPT	: Diferenciación de género competitiva	Mo	: Moda
DGCPL	: Diferenciación de género complementaria	DE	: Desviación estándar
HH	: Heterosexualidad hostil	Mín.	: Mínimo
HI	: Heterosexualidad íntima	Máx.	: Máximo

4. DISCUSIÓN

La motivación para la elaboración de la prueba se debió a la carencia de un instrumento que se ajuste a la realidad del país, que sea válido y confiable para la detección de creencias sexistas en sujetos de ambos géneros cuyas edades se ubiquen desde los 13 a 25 años, por lo cual el objetivo principal consistió en construir y determinar las propiedades psicométricas de la Escala de Sexismo General en estudiantes de 3°, 4° y 5° de secundaria de la ciudad de Moyobamba. Se tuvo como variable a sexismo ambivalente, según Glick y Fiske (1996), es el trato diferenciado

hacia una persona según su género, que puede ser reproducida de manera hostil o benévola. Es la convicción de que existen roles y características específicas para varones y mujeres.

Para el desarrollo de la investigación el primer paso fue establecer la validez de contenido, que sirve para revisar si los ítems se relacionan con lo que pretende medir la escala (Fernández, Cayssials & Pérez, 2009), ésta se realizó mediante el criterio de 10 expertos que evaluaron el conjunto de 90 ítems, donde 44 pertenecían a la dimensión Hostil y 46 a la dimensión Benevolente. El proceso se trabajó a través del cálculo del coeficiente V de Aiken, que es la expresión numérica del índice de acuerdo entre los jueces (Aiken, 2003) y se obtuvo como resultado la aceptación de 60 ítems por haber conseguido valores ≥ 0.80 que es el valor mínimo aceptable según Ecurra (1998), siendo 29 ítems para la dimensión Hostil y 31 para la dimensión Benévolo, donde la primera dimensión estuvo compuesta por 8 ítems del componente I Paternalismo dominante con valores que oscilaban entre 0.93 y 1.00, 10 ítems para el componente III Diferenciación de género competitiva cuyos coeficientes iban desde 0.90 a 1.00 y el componente V Heterosexualidad hostil compuesto por 11 ítems con valores que fluctuaban de 0.80 a 0.93. Mientras que la segunda dimensión, agrupaba a 10 ítems en el componente II Paternalismo protector con valores que oscilaban entre 0.80 a 1.00, el componente IV con 8 ítems con coeficientes de 0.80 a 1.00 y por último el componente VI formado por 11 ítems con valores entre 0.80 a 0.93. Por otra parte, se excluyeron 30 ítems de la escala, 1 ítem (8) del componente I que obtuvo un coeficiente de 0.57; 1 ítem (10) del componente II con un valor de 0.47; 8 ítems (24, 28, 33, 34, 37, 38, 40 y 41) del componente III cuyos valores se encontraban entre 0.53 a 0.73; 8 ítems (45, 48, 49, 54, 56, 57, 58 y 60) del componente IV con coeficientes que oscilaban de 0.37 a 0.67; 2 ítems (67 y 68) del componente V que obtuvieron valores de 0.53 y 0.63 y finalmente 5 ítems (83, 84, 85, 86 y 90) del componente VI con coeficientes entre 0.40 a 0.60. Luego de la elección y exclusión de ítems para la escala, se realizó una prueba piloto aplicada a 83 estudiantes de nivel secundario y universitario de 13 a 25 años; en este ensayo de aplicación se obtuvo que todos los ítems eran válidos y obtuvieron valores de correlación > 0.20 , con una confiabilidad en la escala general de .956 en alfa de Cronbach; mientras que en la investigación de Larraña, Yubero, Ovejero y Navarro (2013), realizaron adaptación lingüística de los 29 ítems del Gender Role Conflict Scale for Adolescents, para lo cual contaron con la colaboración de un experto lingüístico, además de 4 expertos en temas de género y por último aplicaron la escala con los ítems traducidos y revisados a estudiantes de secundaria obteniendo como resultado el 85% de consenso para aceptar todos los ítems. Esto indica que en ambas investigaciones se contaron con revisiones adecuadas donde se asume que los ítems aceptados se adecuan elocuentemente al contenido de las escalas.

Se trabajó correlación ítem test corregido calculados a través del coeficiente de correlación de Pearson, para obtener índices numéricos que expliquen si existe relación de los ítems y lo que la escala pretende medir (Hernández, Fernández & Baptista, 2010). Se hallaron 36 con índices de homogeneidad > 0.20 tanto a nivel de ítem escala donde los valores oscilan entre 0.31 a 0.68 e ítem total de 0.22 a 0.55, esto indica que pueden considerarse aceptables pues sus niveles de discriminación están en las categorías bueno, muy bueno y elevado (Kline, 2005); sin embargo, existen ítems que fueron eliminados de la escala por no alcanzar el valor mínimo aceptable: 5 y 6 (Componente I), 9, 10, 12 y 18 (Componente II), 22, 24 y 26 (Componente III), 29, 32, 33, 34 y 35 (Componente IV), 39, 41, 46, 47 y 48 (Componente V) y 53, 56, 57, 59 y 60 (Componente VI). Además los ítems 9, 10, 12, 22, 39, 46, 47 y 48 también fueron excluidos ya que evidenciaron complejidad en su solución al presentar cargas factoriales > 0.30 en dos factores, mientras que 24, 26, 56, 57, 59 y 60, formaron un solo factor en la solución rotada del análisis

factorial exploratorio. Así se puede comparar con la investigación realizada por Lemus, Castillo, Moya, Padilla y Ryan, cuya prueba elaborada estaba constituida inicialmente por 24 ítems, de los cuales 3 (2 de la dimensión Hostil y 1 de Benevolente) fueron eliminados, quedando así un conjunto final de 21 ítems con valores > 0.30 , donde los índices de homogeneidad para Hostil eran de 0.29 y 0.64 y para Benevolente 0.32 y 0.59; esto indica que las dos escalas presentan ítems que contribuyen a la medición del contenido.

Dentro de la validez de constructo también se buscó establecer la estructura adecuada para la escala y determinar cuántos factores medía (Méndez & Rondón, 2012), se obtuvo .874 en la medida de adecuación muestral de Kaiser, Meyer y Olkin (KMO) lo cual confirma la correlación existente entre los ítems, además un valor altamente significativo ($p < .001$) en la Prueba de Esfericidad de Bartlett, lo que indica que la distribución es normal múltiple. Al proceder con la revisión de los componentes se realizó el análisis factorial exploratorio mediante el método de extracción de componentes principales ya que la confiabilidad de la prueba era elevada y método de rotación ortogonal Varimax, dando como resultado la agrupación en 6 factores, siguiendo así el modelo teórico, evidenciando comunalidades > 0.30 y cargas factoriales que explican el 50.3% de varianza total; 22.9% para el Componente I, 7.1% para el Componente II, 6.2% en el Componente III, 6.0% en el Componente IV, 4.6% para el Componente V y 3.5% para el Componente VI. Además, según la estructura factorial de segundo orden, extraído con el método de componentes principales y rotación Varimax a un solo factor, las cargas factoriales y comunalidades son > 0.30 , que explican 55.1% de varianza, una adecuación muestral de 0.79 en KMO y una alta significancia ($p < .001$) en la Prueba de esfericidad de Bartlett. Por el contrario, en la investigación Vaamonde y Omar (2012), el modelo se agrupó en 4 factores analizados mediante Rotación Oblimín, obteniendo un KMO=.88 y un p-valor estadísticamente significativo en la Prueba de esfericidad de Bartlett, sumando así el 52.61% de varianza total, 28.21% para 1° factor, 4.65% para su 2° factor, 6.41% para su 3° factor y 13.34% para su 4° factor, estos resultados denotan que a pesar de ser representativos los factores no llegaron a asociarse de la misma manera que describe modelo teórico de sexismo ambivalente.

En cuanto a la confiabilidad, que es el grado en el que los ítems miden lo que pretende así sea aplicado a diferentes poblaciones o tiempos; es decir siempre conserva su coherencia (Hernández, Fernández y Baptista, 2010). El instrumento obtuvo niveles Respetable y Muy buenos (DeVellis, 1991), encontrado mediante el Alfa de Cronbach, dando como resultado un alfa de 0.88 en toda la escala y para sus factores 0.82 (Componente I), 0.77 (Componente II), 0.75 (Componente III), 0.72 (Componente IV), 0.73 (Componente V) y .0.71 (Componente IV), asimismo índices de consistencia interna del total e interfactores de grados estadísticamente significativos ($p < .001$). Por otra parte, Rottenbacher (2010), obtuvo en su trabajo coeficientes de Alfa de Cronbach similares en los 3 factores hallados, 0.822 con un nivel Alto en el primer factor, .809 ubicado en el nivel Alto para el segundo factor y 0.634 dentro de un nivel Medio para el tercer factor, indicando así que los dos estudios contienen un buen grado de coherencia respecto a la variable.

Como último procedimiento fue conveniente realizar comparación entre los estratos que formaban el conjunto de la muestra (género y edad). Se utilizó la Prueba de normalidad Kolmogorov-Smirnov para la determinar cuál era el tipo de distribución entre éstas (Escalante, 2004), encontrando que era asimétrica ($p < .05$), por lo tanto se debía utilizar el estadístico de la U de Mann Whitney para analizar las diferencias y se encontró que los varones tienden a ser más sexistas que las mujeres pues la significancia es muy alta, ya que $p = 0.000$ para todos

los componentes; por lo tanto, se decidió establecer normas de tipo percentil que estén divididos en quintiles cuyas categorías son: de 80-99 nivel Alto, 60-75 Tendencia alta, 40-45 nivel Medio, 20-35 Tendencia baja y 1-15 nivel Bajo. En contrastación con un estudio nacional elaborado por Herrera (2015), por contar con una muestra de 38 sujetos, estableció las normas con 3 puntos de corte y niveles tomando en cuenta sólo los puntajes que los evaluados habían obtenido para cada una de las dos dimensiones; para la dimensión Hostil de 11-25 nivel Bajo, 26-40 nivel Medio y 41-55 nivel Alto; por otra parte para la dimensión Benevolente la división fue de 9-20 nivel Bajo, 21-33 nivel Moderado y 34-55 nivel Alto.

Los resultados encontrados en la investigación dejan concluir que la Escala de Sexismo ambivalente cuenta con los parámetros y requerimientos que brindan su garantía en la medición con respecto a la variable sexismo ambivalente y al modelo teórico de 6 factores planteado por Glick y Fiske (1996), que puede ser aprovechado para futuras investigaciones con el fin de complementar las propiedades psicométricas de la escala siendo adaptada y validada según la realidad y características de otras y diferentes poblaciones adolescentes y jóvenes de ambos géneros.

5. REFERENCIAS

- Aguilar, T. (2008). El sistema sexo-género en los movimientos feministas. *Amnis: Revue de civilization contemporaine Europes/Amériques*, 8. doi: 10.4000/amnis.537
- Aiken, Lewis (2003). *Test psicológicos y evaluación* (11ª ed.). México: Pearson Education
- Alarcón, R. (2008). *Métodos y diseños de investigación del comportamiento* (2ª ed.). Lima, Perú: Universidad Ricardo Palma.
- Allport, F. H. (1924). *Social Psychology*. Boston: Houghton Mifflin.
- Aragón, L. E. (Diciembre, 2004). Fundamentos Psicométricos en la Evaluación Psicológica. *Revista electrónica de Psicología Iztacala*; 7 (4). Recuperado de: <http://www.iztacala.unam.mx/carreras/psicologia/psiclin/vol7num4/Art3-2005-1.pdf>
- Bruchon, M. (1992). *Psicología del cuerpo*. Barcelona: Herder.
- Cárdenas, M., Lay, S., González, C., Calderón, C. & Alegría, I. (2010). Inventario de sexismo ambivalente: adaptación, validación y relación con variables psicosociales. *Salud y sociedad*, 11 (2). Recuperado de: <http://www.saludysociedad.cl/index.php/main/article/viewArticle/19/39>
- Castañeda, M. (2002). *El machismo Invisible*. México: Grijalbo.
- Choza, J. (2011). *Sexualidad y Educación Sexual*. Recuperado el 10 de Octubre de 2015, de: http://www.formacionintegral.com.ar/index.php?view=article&catid=7%3Asexualidad-y-educacion-sexual&id=26%3Aelpa_radigma-sexualposmoderno&format=pdf&option=com_content&Itemid=3
- Colegio de Psicólogos del Perú (1980). *Código de ética profesional del psicólogo*. Lima, Perú: Impresiones Willisn Eirl.
- Congreso Constituyente Democrático. (1993). *Constitución Política del Perú*. Perú: Gaceta Jurídica.

- De Lemus, S., Castillo, M., Moya, M., Padilla, J. & Ryan, E. (Diciembre, 2007). Elaboración y validación del Inventario de Sexismo Ambivalente para adolescentes. *International Journal of Clinica and Health Psychology*; 8 (2), 538-540.
- De Vellis, R. (1991). *Scale Development: Theories and Applications*. Reino Unido, Londres: Sage
- Díaz, C., Rosas, M. & González, M. (2010). Escala de Machismo Sexual (EMS-Sexismo-12): Diseño y análisis de propiedades psicométricas. *SUMMA Psicológica UST*, 7 (2), 35-44. Recuperado de: <http://dialnet.uirioja.es/servlet/articulo?codigo=3423956>
- El Mundo. (2013). *El sexismo, una realidad cotidiana para las mujeres británicas*. Recuperado de: <http://www.elmundo.es/internacional/2013/11/29/52989959684341c0318b456e.html>
- Escalante, E. J. (2004). *Seis Sigma. Metodología y técnicas*. México: Limusa.
- Escurra, M. (1988). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología PUPC*, 6 (1-2), 103-11. Recuperado de: <http://ezproxybib.pucp.edu.pe/index.php/psicologia/article/viewFile/4555/4534>
- Fernández, M., Cayssials, A., & Pérez, M. (2009). *Curso Básico de Psicometría. Teoría Clásica*. Buenos Aires: Lugar Editorial.
- Ferrer, V. A. & Bosch, E. (Enero, 2007). El papel del movimiento feminista en la consideración social de la violencia contra las mujeres: el caso de España. *Revista Labrys*, 10. Recuperado de: http://www.mujeresenred.net/IMG/article_PDF/article_a881.pdf
- Fishbein, M. & Ajzen, I. (1975). *Belief, attitude, intention and behavior: an introduction to theory and research*. Boston: Addison-Wesley.
- Gamba, S. (2008). *Diccionario de estudios de Género y Feminismos*. Argentina: Biblos.
- Glick, P & Fiske, S. (Marzo, 1996). The ambivalent sexism inventory: Differentiating hostile and benevolent sexism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70 (3). Recuperado el 24 de Octubre de 2015, de: http://474miranairresearchpaper.wmwikis.net/file/view/Glick_Fiske%5B1%5D.pdf
- Glick, P. & Fiske, S. (2001). Ambivalent Alliance: Hostile and benevolent sexism as complementary for gender inequality. *Journal of personality and social psychology*. Recuperado el 26 de Octubre de 2015, de: http://www.fancysavingtheworld.com/Worldsaving_reading_List_files/An%20ambivalent%20alliance%20%28Glick%20%26%20Fiske%202001%29.pdf
- Héritier, F. (1996). *Masculino/femenino: el pensamiento de la diferencia*. Barcelona: Ariel.
- Hernández, R., Fernández, C. & Baptista, M. P. (2010). *Metodología de la Investigación* (5° Ed.). México: Mc Graw Hill.
- Herrera, M. (2015). *Relación entre sexismo ambivalente y violencia de pareja íntima según nivel educativo*. (Tesis para optar el Título de Licenciada en Psicología). Pontificia Universidad Católica del Perú. Perú.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (2014). *Encuesta Demográfica y de Salud Familiar 2014*. Recuperado el 05 de Octubre de 2015, de:

http://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1211/index.html

- Instituto Nacional de Estadística e Informática (2016). *Estadísticas con Enfoque de Género 2016*. Recuperado el 26 de Mayo de 2016, de: https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/boletines/informe-tecnico-n01_estadisticas-genero_octnovdic2015.pdf
- Instituto Peruano de Educación en Derechos Humanos y la paz (IPEDEHP) (2009). *Equidad de Género*. Recuperado el 05 de Octubre del 2015, de: <http://www.ipehdp.org.pe/userfiles/separata%20EQUIDAD%20DE%20GENERO%20-%20GVC.pdf>
- Kline, R. B. (2005). *Psychological Testing: A Practical Approach to Design and Evaluation [Las pruebas psicológicas: Un enfoque práctico de diseño y evaluación]*. (2° Ed). Thousand Oaks: Sage Publications.
- Lamas, M. (1986). La antropología feminista y categoría de “género”. *Nueva Antropología*, 8 (30). Recuperado de: <http://www.redalyc.org/pdf/159/15903009.pdf>
- Lameiras, M. & Rodríguez, Y. (Abril, 2003). Evaluación del sexismo ambivalente en estudiantes gallegos/as. *Revista de Acción Psicológica*, 2 (2). Recuperado de: <http://espacio.uned.es/fez/eserv.php?pid=bibliuned:AccionPsicologica2003-numero20002&sid=Documento.pdf>
- Larrañaga, E., Yubero, S., Ovejero, A. & Navarro, R. (Mayo, 2013). Validación de la versión española de la Gender Role Conflict Scale for Adolescents (GRCS-A). *Anales de Psicología*, 29 (2). Recuperado de: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=16726244020>
- Lomas, C. (1999). *¿Iguales o diferentes? Género, diferencia sexual, lenguaje y educación*. España: Paidós Ibérica.
- Méndez, C., Rondón, M. A. (Enero-Abril, 2012). Introducción al análisis factorial exploratorio. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 41 (197-207). Recuperado de: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=80624093014>
- Moya, M. (2004). *Actitudes sexistas y nuevas formas de sexismo*. Madrid: Pearson. (pp. 271-294).
- Moya, M., Páez, D., Glick, P., Fernández, I. & Poeschl, G. (2001). Sexismo Masculinidad-Feminidad y Factores culturales. *Revista Electrónica de Motivación y emoción*, 4 (8-9). Recuperado de: <http://reme.uji.es/articulos/amoyam4101701102/texto.html>
- Neira, E. (2004). *El saber del poder. Introducción a la política*. (8° Ed.). Mérida: Consejo de Publicaciones de la ULA.
- Pratto, F., Sidanius, J. & Levin, S. (Febrero, 2011). Social dominance theory and the dynamics of intergroup relations: Taking Stock and looking forward. *Psychology Press*, 17. Recuperado de: http://isites.harvard.edu/fs/docs/icb.topic895260.files/PrattoSidaniusLevin_2006.pdf
- Recio, P., Cuadrado, I. & Ramos, E. (Febrero, 2007). Propiedades psicométricas de la Escala de Detección de Sexismo en Adolescentes (DSA). *Psicothema*, 19 (3), 522-528.

- Rosenberg, M. J. & Hovland, C. I. (1960). *Attitude organization and change*. New Haven: Yale University Press.
- Rottenbacher, J. (Abril, 2010). Sexismo ambivalente, paternalismo masculino e ideología política en adultos jóvenes de la ciudad de lima. *Pensamiento Psicológico*, 7 (14). Recuperado de: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3265065>
- Sau, V. (2002). *Diccionario ideológico feminista*. Barcelona: ICARIA.
- Vaamonde, D. & Omar, A. (2012). *Validación argentina del inventario de sexismo ambivalente*. Recuperado el 28 de Septiembre de 2015, de: <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/alpsi/v16n26/n26a05.pdf>